

国际知识溢出与中国技术进步^①

蔡伟毅 陈学识

(厦门大学宏观经济研究中心)

【摘要】 本文把技术进步分为水平差异型和垂直阶梯型两种模式，从理论上探讨了在不同的技术进步模式下知识溢出对技术进步的影响，由于中国东中西部地区产业发展水平不同，获取国际知识溢出数量不同，同时，不同的国际知识溢出渠道对应着不同的技术进步模式，因此技术进步必然会存在区域差异。本文主要研究国际知识溢出与中国技术进步之间的关系，基于东中西部三大区域的实证研究分析表明，进口渠道的国际知识溢出是东部地区提升技术水平的主要途径，而 FDI 渠道的国际知识溢出对中部地区技术水平的提升较明显，在西部地区，国际知识溢出对技术进步尚未发挥明显作用。

关键词 国际知识溢出 水平差异型 垂直阶梯型

中图分类号 F061.2 **文献标识码** A

International Knowledge Spillovers and Technology Progress in China

Abstract: The horizontal divergence and the vertical ladder are defined as two modes of technology progress in this paper. After that, the effects of International knowledge spillovers on technology progress of horizontal divergence and vertical ladder are discussed respectively. Because of the different development level of industries, different amount of international knowledge spillovers obtained and different mode of technology progress with corresponding international knowledge spillovers channels, technology progress should be different in the eastern central and western China. With an empirical study on the relationship between international knowledge spillovers and technology progress in the three region of China, we can find international knowledge spillovers through the import channel play an important role in improving technology progress eastern China, and that through the FDI channel is more obvious in central China, but in western China, international knowledge spillovers have little or no effect.

Key words: International Knowledge Spillovers; Horizontal Divergence; Vertical Ladder

① 本文获得教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(编号: 07JJD630226)“‘十一五’期间我国宏观调控方式转变的问题研究”的资助。

引言

技术进步可以分为水平差异型和垂直阶梯型,水平差异型技术进步主要指商品的多样化,表现为生产中的中间投入品增加,创新产品的生产变得更加复杂;垂直阶梯型技术进步主要指在产品生产技术趋于稳定和成熟后,产品生产的中间投入品不再增加,取而代之的是产品外观设计的改进或是产品性能和质量的提升,新一代产品比上一代产品拥有更好的性能或是更高的质量。在产品生命周期中,一种创新产品在生命周期的早期属于水平差异型技术进步,而这种产品的中后期则是垂直阶梯型技术进步。

在水平差异型技术进步模式中,知识溢出非常重要,国际间的知识溢出直接影响了发达国家和发展中国家在长期内的创新增长率。两个国家在存在知识溢出情况下的创新增长率明显高于不存在知识溢出时的创新增长率。如果在开放经济条件下知识不存在溢出效应,那么发达国家的创新增长率将获得持续提高,而与此相反的是发展中国家的创新增长率却甚至低于在封闭经济条件下的创新增长率,发展中国家不但没有从对外开放中获得技术进步,反而被锁定在较低的发展水平,这对全球技术进步和经济增长也是不利的。

在垂直阶梯型技术进步模式中,知识溢出显得并非十分重要。因为在这种质量阶梯的爬升过程中,几乎所有的创新技术都隐含在产品当中,企业只要通过研究功能更加先进的同类产品,就可以获得相关的信息,从而在此产品的基础上增加某些或多或少的新功能,就可以形成下一代的新产品。在这种技术进步模式当中,发展中国家的模仿对于发达国家的创新存在负向反馈效应。企业之间新一代产品和老一代产品的技术差距并不大,没有创新的企业很容易模仿付出了研发努力才得到创新技术的企业且不需要付出成本,从而没有创新的企业就可以“搭便车”,进入一个更高质量的产品领域,减少了创新企业可以获得的垄断利润,这可能会使创新企业无法收回研发的成本,削弱了创新企业从事研发活动的积极性。

国际知识溢出的渠道有多种,中国的不同区域接受国际知识溢出的主要渠道是不同的,往往一种渠道的国际知识溢出更多的集中于一类技术进步模式的产业。即使是相同的知识溢出渠道,在不同的区域,由于产业发展阶段不同,也会集中于不同技术进步模式的产业。在我国的东中西部地区,由于经济发展的不平衡,各区域的经济发展阶段不同,产业结构相差较大,同时在接受国际知识溢出方面,各区域的绝对量和通过各种渠道的相对比例都有很大不同,根据两种不同的技术进步类型所得出的不同结论,必然会体现在中国技术进步的区域差异上。本文就将研究国际知识溢出对中国东中西部技术进步的不同作用和影响。

一、中国区域技术进步的估算

全要素生产率是代表技术进步的一个重要指标,全要素生产率被定义为生产活动在一定时间内的效率,即衡量单位投入的产出水平的生产率指标。在实证分析中,总产出与投入要素的比值可以用来估算全要素生产率,采用全要素生产率来测算技术进步是最为合适的一种估算方法。本文采用如下的估算公式来测算中国区域的全要素生产率:

$$TFP_t = Y_t / K_t^\alpha L_t^\beta \quad (1)$$

式中, Y_t 、 K_t 和 L_t 分别表示在第 t 年的总产出,资本存量和劳动力投入。 α 与 β 分别是资本存量和劳动力投入对于总产出的弹性系数,并且 α 与 β 之和等于1。关于资本和劳动的产出弹性,国内学者根据中国的实际情况给出了许多估算,普遍被采用的数值是 $\alpha=0.4$ 和 $\beta=0.6$ (叶裕民,2002;李平,2007)。

笔者用公式 (1) 来估算中国东中西部地区全要素生产率, 所需的数据都是加总各个区域内所有省区的相应数值而得, 估计的年份是 1990~ 2008 年^①。在式 (1) 中, Y_t 用国内生产总值 (GDP) 来代表, 根据居民消费价格指数 (CPI) 对国内生产总值进行平减, 以换算成 1990 年不变价的实际国内生产总值。东中西部地区的居民消费价格指数用各个区域内所有省区的相应数值的简单平均来代表; K_t 用年平均从业人员数来代表, 同样将区域内所有省区的数值加总, 年平均从业人员数等于上年末从业人员数和本年末从业人员数的简单平均, 这些数据皆来自于中经网统计数据库。在确定了这些数据的定义和选取等问题之后, 笔者就可以用永续盘存法来估算三大区域历年的资本存量, 永续盘存法 (Perpetual Inventory Method) 的实质是, 将不同时期的资本流量通过折算累加起来以形成每个时期的资本存量, 可以用如下的公式来表示:

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t / P_t \tag{2}$$

式中, K_t 和 K_{t-1} 分别表示本期和上一期的资本存量, δ 是折旧率, I_t 表示本期的资本形成数量, P_t 则表示本期的投资价格指数。在本文中, 资本品折旧率被设定为 10%, 资本存量考察的基期被设定为 1978 年, 至于投资价格指数, 由于数据缺失, 笔者在计算各个区域的资本存量时使用全国投资价格指数, 其中 1978~ 1989 年笔者用各个年份中国的居民消费价格指数来代替, 其余年份则使用全国固定资产投资价格指数。利用以上所得的数据, 就可以根据公式 (1) 来估算 1990~ 2008 年中国东中西部地区的全要素生产率及其增长率, 具体的估算结果见表 1。

表 1 1990~ 2008 年中国东中西部地区的全要素生产率及其增长率

年 份	全要素生产率			全要素生产率增长率 (%)		
	东 部	中 部	西 部	东 部	中 部	西 部
1990	0.478	0.380	0.343	—	—	—
1991	0.512	0.390	0.354	7.11	2.64	3.01
1992	0.564	0.418	0.361	10.19	7.19	2.02
1993	0.624	0.443	0.342	10.55	5.88	-5.11
1994	0.634	0.442	0.345	1.64	-0.14	0.69
1995	0.651	0.459	0.341	2.69	3.89	-1.04
1996	0.667	0.478	0.352	2.48	4.20	3.18
1997	0.698	0.495	0.372	4.57	3.42	5.79
1998	0.733	0.511	0.396	5.00	3.22	6.25
1999	0.770	0.528	0.407	5.14	3.27	2.93
2000	0.823	0.556	0.427	6.84	5.35	4.86

① 东部地区: 北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南; 中部地区: 山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南; 西部地区: 广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

(续)

年 份	全要素生产率			全要素生产率增长率 (%)		
	东 部	中 部	西 部	东 部	中 部	西 部
2001	0 866	0 581	0 438	5 25	4 53	2 54
2002	0 927	0 613	0 459	7 01	5 54	4 72
2003	1 001	0 653	0 483	8 04	6 57	5 33
2004	1 078	0 715	0 526	7 69	9 41	8 99
2005	1 156	0 769	0 565	7 21	7 50	7 29
2006	1 226	0 810	0 605	6 04	5 40	7 08
2007	1 289	0 857	0 643	5 15	5 86	6 30
2008	1 345	0 908	0 675	4 35	5 86	5 00

注：数据来源于历年《中国统计年鉴》，中经网统计数据库，CEIC Data Manager。

二、发达国家知识溢出的估算与区域分解

开放经济条件下，发达国家对发展中国家的知识溢出主要是通过国际贸易和国际直接投资两种渠道。在估算发达国家对中国的国际知识溢出时，还需要估算发达国家的研发(R&D) 资本存量，现有文献中关于这方面的研究方法主要有两种：CH 方法 (Coe 和 Helpman, 1995) 和 LP 方法 (Lichtenberg 和 Pottelsberghe, 1997)。Coe 和 Helpman (1995) 最先对以国际贸易为途径的技术溢出效应进行了实证研究，在 Coe 和 Helpman 研究的基础上，Lichtenberg 和 Pottelsberghe (1997) 构造了通过 FDI 溢出的外国研发存量，就 FDI 是否能够带来跨国界的技术转移问题进行了探讨。笔者依然沿用 CH 方法和 LP 方法来估算通过国际贸易和外商直接投资两种途径而流入中国的外国研发资本存量，选择如下与中国经贸关系往来较为紧密的八个发达国家和地区，选择的标准是这些国家和地区对中国的直接投资和出口都处于前列，而且还考虑了地区代表性。这八个国家和地区也是中国大陆获取国际知识溢出的主要来源地：美国、日本、英国、法国、德国、韩国、新加坡、中国香港。

首先，对于通过国际贸易溢出的国外研发资本存量，其计算公式如式 (3)， S_t^m 表示第 t 年通过进口渠道流入中国的国外研发资本存量， IM_{jt} 表示第 t 年中国从 j 国的进口总额， GDP_{jt} 和 R_{jt} 分别表示第 t 年 j 国的国内生产总值和研发存量。

$$S_t^m = \sum_{j=1}^8 \frac{IM_{jt}}{GDP_{jt}} \times R_{jt}$$

(3)

式中， S_t^m 表示第 t 年通过进口渠道流入中国全国的国外研发资本存量，这是一个 1990~ 2008 年的时间序列数据。全国的总体数据是由东中西部三个区域加总而得的，只要能够找到三个区域在进口方面的比重，就可以将这个比重作为三个区域在通过国际贸易而流入中国的总体国外研发资本存量中所占的比重。由于在省区统计数据中无法找到详细的分国别进口数额，所以笔者就用各个年份分省区的总体进口数额来计算三个区域的进口比重，具体计算方法如下式所示：

区域获得的国外研发存量= $\frac{\text{区域的进口总额}}{\text{全国的进口总额}} \times \text{全国获得的国外研发存量}$

中国东中西部地区 1993~ 2008 年的进口数据来源于 CEIC Data Manager, 根据这些数据就可以算出每个年份三个区域在全国进口总额中所占的比重。笔者发现在 1993~ 1995 年, 三个区域在全国总额中所占的比重波动很小, 所以就用 1993~ 1995 年各个区域比重的简单平均作为缺失的各个区域在 1990~ 1992 年的进口比重, 并假定 1990~ 1992 年的比重不变。然后再以此比重作为权重来估算东中西部地区从进口中所获得的国外研发资本存量, 具体估算结果见表 2。

表 2 1990~ 2008 年中国东中西部地区从进口中获得的国际知识溢出
(按购买力平价计算, 1990 年不变价, 百万美元)

年 份	东部地区从进口中获得的国际知识溢出		中部地区从进口中获得的国际知识溢出		西部地区从进口中获得的国际知识溢出	
	实际值	增长率 (%)	实际值	增长率 (%)	实际值	增长率 (%)
1990	4317.03	-	469.12	-	325.64	-
1991	5115.82	18.50	555.92	18.50	385.89	18.50
1992	6529.09	27.63	709.50	27.63	492.49	27.63
1993	10120.20	55.00	945.31	33.24	617.44	25.37
1994	11701.47	15.62	1231.33	30.26	987.19	59.89
1995	13337.08	13.98	1709.20	38.81	1086.37	10.05
1996	14623.80	9.65	936.96	-45.18	680.67	-37.34
1997	15290.68	4.56	825.64	-11.88	623.45	-8.41
1998	15300.96	0.07	1117.73	35.38	1203.49	93.04
1999	19260.39	25.88	1171.59	4.82	607.54	-49.52
2000	23219.24	20.55	1410.87	20.42	859.30	41.44
2001	25568.21	10.12	1511.70	7.15	1119.97	30.34
2002	31404.48	22.83	1684.45	11.43	930.78	-16.89
2003	43841.98	39.60	2376.39	41.08	1365.38	46.69
2004	56592.75	29.08	3082.69	29.72	1787.16	30.89
2005	61940.41	9.45	3364.10	9.13	1748.58	-2.16
2006	72269.33	16.68	4000.34	18.91	2170.52	24.13
2007	83159.24	15.07	5467.01	36.66	3124.59	43.96
2008	96350.80	15.86	7109.72	30.05	3932.66	25.86

注: 数据来源于历年《中国统计年鉴》, 中经网统计数据, OECD 网站统计数据库, CEIC Data Manager, 香港政府统计处。

其次, 对于通过对外直接投资而溢出的国外研发资本存量, 其计算公式如式 (4), GDP_{jt} 和 R_{jt} 依然分别表示第 t 年 j 国的国内生产总值和研发存量, FDI_{jt} 则是第 t 年 j 国对中国的直接投资, S^f_t 表示第 t 年通过直接投资渠道流入中国的国外研发存量。

$$S_t^f = \sum_{j=1}^8 \frac{FDI_{jt}}{GDP_{jt}} \times R_{jt}$$

(4)

式中， S_t^f 表示第 t 年通过 FDI 渠道流入中国全国的国外研发资本存量，这是一个 1990~ 2008 年的时间序列数据。同样，全国的总体数据是由东中西部三个区域加总而得的，只要能够找到三个区域的 FDI 金额在全国的 FDI 金额中所占的比重，就可以将这个比重作为三个区域在通过 FDI 而流入中国的总体国外研发资本存量中所占的比重。由于在省区统计数据中无法找到详细的分国别 FDI 数额，所以笔者就用各个年份分省区的总体 FDI 数额来计算比重，具体计算方法如下式所示：

区域获得的国外研发存量=

$$\frac{\text{区域的 FDI 金额}}{\text{全国的 FDI 金额}} \times \text{全国获得的国外研发存量}$$

中国东中西部三个区域在 1990~ 2004 年的 FDI 数据来源于中经网统计数据库，2005~ 2008 年的 FDI 数据来源于 CEIC Data Manager。表 3 就是根据以上公式所估算出的中国东中西部地区在 1990~ 2008 年通过 FDI 所获得的国外研发资本存量。

表 3 1990~ 2008 年中国东中西部地区从 FDI 中获得的国际知识溢出
(按购买力平价计算，1990 年不变价，百万美元)

年 份	东部地区从 FDI 中 获得的国际知识溢出		中部地区从 FDI 中 获得的国际知识溢出		西部地区从 FDI 中 获得的国际知识溢出	
	实际值	增长率 (%)	实际值	增长率 (%)	实际值	增长率 (%)
1990	272 79	—	11. 35	—	9 30	—
1991	299 21	9. 68	13. 04	14 88	7 20	— 22. 59
1992	424 87	42. 00	32 30	147. 62	16 78	133. 19
1993	1074 95	153. 01	113. 46	251. 27	89 27	431. 99
1994	1588 04	47. 73	146. 21	28 86	127 10	42. 38
1995	2160 14	36. 03	231. 72	58 49	122 80	— 3. 38
1996	2584 98	19. 67	284. 58	22 81	120 47	— 1. 90
1997	3037 07	17. 49	385. 90	35 60	165 01	36 98
1998	2985 27	— 1. 71	341. 82	— 11 42	141 41	— 14. 31
1999	2957 22	— 0. 94	322 01	— 5 79	131 80	— 6 79
2000	2916 14	— 1. 39	309. 28	— 3 95	125 55	— 4 74
2001	3503 10	20. 13	365. 41	18 15	135 34	7. 80
2002	3788 59	8. 15	432 19	18 28	136 06	0 53
2003	3961 75	4. 57	516. 75	19 57	119 87	— 11. 90
2004	4260 81	7. 55	574 35	11 15	112 35	— 6 27

(续)

年 份	东部地区从 FDI 中 获得的国际知识溢出		中部地区从 FDI 中 获得的国际知识溢出		西部地区从 FDI 中 获得的国际知识溢出	
	实际值	增长率 (%)	实际值	增长率 (%)	实际值	增长率 (%)
2005	4188 93	- 1 69	778 11	35 48	170 02	51 32
2006	3680 52	- 12 14	591 17	- 24 02	159 02	- 6 47
2007	3328 87	- 9 55	702 15	18 77	156 99	- 1 28
2008	3785 11	13 71	995 41	41 77	181 49	15 61

注：同表 2。

三、中国研发资本存量与人力资本存量估算及区域分解

在研究中国的技术进步问题时，仅仅考虑知识溢出因素是片面的，中国的技术进步不仅仅取决于发达国家对中国的国际知识溢出，中国国内的研发投入也会促进本国的技术进步。人力资本存量的持续增加也可能是促进中国技术进步的一个因素，而且人力资本存量的增加会提高中国吸收国际知识溢出的能力。因此在本文的实证研究中，必须同时考虑中国国内研发资本存量与人力资本存量对中国技术进步的影响。

对中国研发资本存量的研究文献较少，通常的做法是选用统计年鉴中的研究与试验发展经费这一指标作为研发投入流量，接着构造研发投入的价格平减指数，然后根据永续盘存法估算 1990~ 2008 年中国的研发资本存量。但是在中国的省区数据中，并没有完整的 1990~ 2008 年各个省区的“研究与试验发展经费”数据。笔者查阅了历年的《中国科技统计年鉴》，有些年份有各个省区的分类统计数据，但也有不少年份缺失这项数据。因而运用永续盘存法，笔者只能估算出中国全国的研发资本存量，而无法估算出中国各个省区的研发资本存量。

笔者认为，在一个国家内部国内生产总值较大的经济区域研发投入自然较多，国内生产总值比重是代替研发投入比重的一个合适指标。中国东中西部地区的实际情况完全符合笔者的观点，东部的经济总量最大，研发投入的数额也最多，中西部地区则在这两个方面都处于落后地位。因此，为了测算三个区域的研发资本存量，笔者用三个区域的国内生产总值占全国生产总值的比重作为权重，去乘以全国的研发资本存量，将所得的结果作为三个区域在 1990~ 2008 年的研发资本存量。具体测算结果见表 4。

表 4 1990~ 2008 年中国东中西部地区研发资本存量

年 份	全国研发 资本存量 (亿元)	区域国内生产总值比重 (%)			区域研发资本存量 (亿元)		
		东部	中部	西部	东部	中部	西部
1990	836 00	51 51	29 81	18 68	430 60	249 24	156 16
1991	843 52	52 51	28 73	18 76	442 94	242 37	158 20
1992	858 11	53 78	28 14	18 09	461 45	241 45	155 20
1993	863 29	56 27	27 75	15 98	485 76	239 57	137 96

(续)

年 份	全国研发 资本存量 (亿元)	区域国内生产总值比重 (%)			区域研发资本存量 (亿元)		
		东部	中部	西部	东部	中部	西部
1994	865. 53	57. 00	27. 27	15. 73	493. 36	236. 06	136. 12
1995	923. 87	57. 49	27. 55	14. 97	531. 09	254. 50	138. 27
1996	991. 62	57. 33	27. 85	14. 82	568. 45	276. 20	146. 97
1997	1097. 15	57. 74	27. 74	14. 52	633. 46	304. 35	159. 34
1998	1209. 01	58. 11	27. 50	14. 39	702. 56	332. 49	173. 96
1999	1370. 95	58. 51	27. 22	14. 27	802. 19	373. 19	195. 57
2000	1615. 57	58. 91	27. 00	14. 09	951. 68	436. 24	227. 66
2001	1893. 42	59. 33	26. 85	13. 82	1123. 43	508. 31	261. 68
2002	2253. 19	59. 88	26. 47	13. 64	1349. 26	596. 53	307. 41
2003	2671. 39	60. 56	26. 06	13. 38	1617. 75	696. 26	357. 38
2004	3191. 12	60. 50	26. 16	13. 34	1930. 68	834. 78	425. 66
2005	3840. 37	60. 69	26. 11	13. 19	2330. 89	1002. 82	506. 66
2006	4626. 44	60. 83	25. 94	13. 22	2814. 39	1200. 32	611. 73
2007	5546. 64	60. 65	26. 13	13. 22	3364. 08	1449. 30	733. 26
2008	6560. 56	60. 03	26. 71	13. 26	3938. 27	1752. 61	869. 68

注：数据来源于历年 5 中国统计年鉴6，中经网统计数据库。

对中国人力资本存量的研究文献比较多，普遍被采用的是受教育年限法，将某一年龄及其以上人口按照学历分类，然后用各种学历相对应的教育年限对各种学历相对应的人口数量进行加权求和，再将求和的结果除以这一年龄及其以上人口总量，所得到的比值就是某一年龄及其以上的全体人口的平均受教育年限，以此来度量一个国家的人力资本存量。该方法的测算公式为：

$$H = \frac{\sum_{i=1}^n p_i h_i}{p}$$

(5)

式中， H 为某一年龄及其以上人口的平均受教育年限， i 为受教育程度， p_i 为该年龄及其以上人口中第 i 层次受教育程度的人口数， h_i 为第 i 层次受教育程度的受教育年限， p 为该年龄及其以上人口的总数。笔者用各个区域 6 岁及其以上人口的平均受教育年限来表示人力资本存量，各种不同受教育层次的受教育年限依然被设定为 2 年、6 年、9 年、12 年和 16 年。笔者先将各个区域内所有省区的相应指标数据加总，然后再用加总的的数据测算各个区域的人力资本存量。具体测算结果见表 5。

表 5 1990~ 2008 年中国东中西部地区人力资本存量

年 份	6 岁及其以上人口平均受教育年限 (年)		
	东 部	中 部	西 部
1990	71 25	61 83	51 89
1991	71 27	61 85	51 87
1992	71 31	61 89	51 89
1993	71 25	61 92	51 88
1994	71 46	71 11	61 12
1995	71 62	71 23	61 27
1996	71 29	71 24	61 67
1997	71 49	71 46	61 77
1998	71 59	71 51	61 83
1999	71 72	71 54	61 91
2000	81 11	71 89	71 23
2001	81 19	71 94	71 32
2002	81 26	71 98	71 40
2003	81 37	81 23	71 54
2004	81 44	81 29	71 74
2005	81 41	81 10	71 36
2006	81 58	81 27	71 58
2007	81 69	81 42	71 71
2008	81 82	81 53	71 82

注：数据来源于历年 5 中国统计年鉴6 及李秀敏（2007）的估算结果。

四、实证模型的建立与分析结果

本文的回归分析以全要素生产率为因变量，以通过进口和 FDI 渠道的国际知识溢出、国内研发资本存量和人力资本存量为自变量，具体的回归模型如下式所示：

$$\ln F_i = a_0 + a_1 \ln S^m_i + a_2 \ln S^f_i + a_3 \ln R_i + a_4 \ln H_i + E_i \qquad i= 1, 2, 3 \qquad (6)$$

在实证分析之前，为了消除数据的非平稳性，笔者对自变量和因变量的所有指标数值都取对数，所有指标的时间跨度都是 1990~ 2008 年。式（6）中，*i* 表示中国东中西部三个地区，*F* 是地区全要素生产率，*S^m_i* 和 *S^f_i* 分别是通过进口和 FDI 两种渠道而流入三个区域的国外研发资本存量，*R* 表示区域内的研发资本存量，*H* 表示区域内的人力资本存量。*a*⁰ 和 *E* 分别表示常数项和误差项，*a*₁、*a*₂、*a*₃、*a*₄ 是各个自变量的回归系数。

1. 东部地区实证分析

首先要对东部地区的各个变量进行单位根（ADF）检验，以检查变量的平稳性，检验

结果如表 6 所示。其中，检验类型中的 C 表示检验平稳性时估计方程中的常数项，数值为 0 则表示不含常数项；T 表示时间趋势项，数值为 0 则表示不含时间趋势项；P 表示自回归滞后阶数，数值为 0 则表示没有滞后。

表 6 东部地区各个变量的单位根（ADF）检验

变 量	检验类型 (C T P)	检验 统计量	1% 水平 临界值	5% 水平 临界值	10% 水平 临界值	结 论
$\ln F_{it}$	(C, T, 1)	- 21 5585	- 41 6162	- 31 7105	- 31 2978	非平稳
$D (\ln F_{it})$	(C, 0, 1)	- 21 3607	- 31 8868	- 31 0522	- 21 6666	非平稳
$D^2 (\ln F_{it})$	(0, 0, 0)	- 41 5973**	- 21 7175	- 11 9644	- 11 6056	平 稳
$\ln S_{it}^m$	(C, T, 1)	- 21 8641	- 41 6162	- 31 7105	- 31 2978	非平稳
$D (\ln S_{it}^m)$	(0, 0, 1)	- 11 3323	- 21 7081	- 11 9628	- 11 6061	非平稳
$D^2 (\ln S_{it}^m)$	(0, 0, 1)	- 51 1102***	- 21 7283	- 11 9663	- 11 6050	平 稳
$\ln S_{it}^f$	(C, T, 1)	- 11 3965	- 41 5716	- 31 6908	- 31 2869	非平稳
$D (\ln S_{it}^f)$	(C, 0, 1)	- 21 0451	- 31 8868	- 31 0522	- 21 6666	非平稳
$D^2 (\ln S_{it}^f)$	(0, 0, 0)	- 41 4765***	- 21 7175	- 11 9644	- 11 6056	平 稳
$\ln R_{it}$	(C, 0, 2)	- 11 3013	- 31 9203	- 31 0656	- 21 6735	非平稳
$D (\ln R_{it})$	(C, 0, 0)	- 11 6128	- 31 8868	- 31 0522	- 21 6666	非平稳
$D^2 (\ln R_{it})$	(C, T, 1)	- 61 5021***	- 41 6679	- 31 7332	- 31 3103	平 稳
$\ln H_{it}$	(C, T, 1)	- 21 6651	- 41 5716	- 31 6908	- 31 2869	非平稳
$D (\ln H_{it})$	(C, 0, 0)	- 41 8699***	- 31 8868	- 31 0522	- 21 6666	平 稳

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；最优滞后阶数 P 的选取是根据 AIC 和 SC 达到最小原则而定；D 和 D² 分别表示一阶差分和二阶差分。

从表 6 可以看出，东部地区人力资本存量在一阶差分上平稳，而其余变量都是在二阶差分上平稳，只有一个变量出现非同阶单整，因而还需对变量进行协整检验。笔者采用基于 VAR 的 Johansen 协整检验方法，对五个变量进行协整检验，所得的结果如表 7 所示，五个变量通过了 Johansen 协整检验，可以对其进行回归。因此笔者采用式（1）的回归方程进行回归，具体的估计结果见表 8。

表 7 东部地区 Johansen 协整检验结果

原假设	特征根	迹统计量	5% 水平临界值
0 个协整向量	01 993951**	1531 5249	691 81889
至少 1 个协整向量	01 875037**	661 6905	471 85613
至少 2 个协整向量	01 678926**	311 33499	291 79707
至少 3 个协整向量	01 450739	121 02155	151 49471
至少 4 个协整向量	01 102344	11 835463	31 841466

注：** 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设。

表 8 东部地区知识溢出与技术进步模型的估计结果 (自变量: $\ln F_t$)

变量	估计 1	估计 2	估计 3	估计 4	估计 5
C	- 3 551** (- 481 767)	- 3 666** (- 91 255)	- 2 377** (- 61 081)	- 3 062** (- 51 464)	- 31 516** (- 8 238)
$\ln S_{1t}^m$	0 334** (45 987)	01 243** (12 606)			0 196** (31 758)
$\ln S_{1t}^f$			01 283** (5 564)	0 088** (8 793)	01 019 (01 963)
$\ln R_{1t}$		01 105*** (3 428)		0 354** (101 179)	0 154* (21 603)
$\ln H_{1t}$		0 143 (0 515)		- 0 131 (- 0 333)	- 0 064 (01 220)
R^2	0 992	0 997	0 645	0 994	01 997
调整的 R^2	0 992	0 996	0 625	0 993	01 996
F 统计量	21141 784	16271 930	301 954	8611 821	12151 269

注: 括号内为 t 统计量; **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

表 8 给出了东部地区知识溢出与技术进步的五个方程估计, 包括各个系数估计的 t 统计量、方程的调整拟合优度和 F 统计量。除了估计 3 之外, 其余四个估计方程的调整拟合优度都很高, 可信度也很高。

从估计 1 和估计 3 来看, 通过进口渠道的国际知识溢出每增加一个百分点, 可以拉动全要素生产率增长 01 334 个百分点; 而通过 FDI 渠道的国际知识溢出每增加一个百分点, 可以拉动全要素生产率增长 01 283 个百分点, 前者的数值大于后者, 同时估计 1 的调整拟合优度高于估计 3, 这就证明进口渠道的国际知识溢出较之 FDI 渠道的国际知识溢出对中国东部地区全要素生产率的影响较大。可见进口渠道的国际知识溢出是东部地区技术进步的最重要途径, 其原因在于进口完全可以弥补在水平差异型技术进步模式行业当中所缺少的中间投入品和中间投入要素。所以, 进口所带来的知识溢出是非常明显的, 这些知识溢出主要集中于水平差异型技术进步行业, 这些行业的知识溢出对技术进步的作用非常显著。

在估计 2、估计 4 和估计 5 中, 东部地区的人力资本存量都通不过 t 检验, 东部地区的人力资本存量对全要素生产率没有影响, 可见我国的人力资本存量还很低, 对技术进步的影响很小, 即使是经济最为发达的东部地区亦如此。

在估计 4 中, 通过 FDI 渠道的国际知识溢出对全要素生产率的影响系数只有 01 088, 远低于东部地区研发资本存量对全要素生产率的影响系数 (01 354), 说明外商直接投资对东部地区的技术进步效应很小。这种情况更是体现在估计 5 中, FDI 渠道的国际知识溢出通不过 t 检验, 对全要素生产率没有影响。这是由于东部地区的外商直接投资主要投向于初级制造业等垂直阶梯型技术进步模式的行业, 在这种技术进步模式下, 知识溢出对技术进步的作用较小, 因而在经历了 21 世纪初头几年的高速增长之后, 东部地区的全要素生产率出现了下滑的趋势, 东部地区的产业结构也迟迟未能出现较大的提升。这正是目前中国经济增长所面临的重大难题。

2. 中部地区实证分析

首先要对中部地区的各个变量进行单位根（ADF）检验，以检查变量的平稳性，检验结果如表 9 所示。其中，检验类型的说明与前文相同。

表 9 中部地区各个变量的单位根（ADF）检验

变量	检验类型 (C T P)	检验 统计量	1% 水平 临界值	5% 水平 临界值	10% 水平 临界值	结论
$\ln F_{2t}$	(C, T, 1)	- 0.5441	- 4.5716	- 3.6908	- 3.2869	非平稳
$D(\ln F_{2t})$	(C, T, 1)	- 2.8745*	- 3.8868	- 3.0522	- 2.6666	平 稳
$\ln S_{2t}^g$	(C, T, 0)	- 1.3928	- 4.5716	- 3.6908	- 3.2869	非平稳
$D(\ln S_{2t}^g)$	(C, 0, 1)	- 3.4479**	- 3.8868	- 3.0522	- 2.6666	平 稳
$\ln S_{2t}^f$	(C, T, 1)	- 2.1529	- 4.5716	- 3.6908	- 3.2869	非平稳
$D(\ln S_{2t}^f)$	(0, 0, 2)	- 2.0189**	- 2.7175	- 1.9644	- 1.6056	平 稳
$\ln R_{2t}$	(0, 0, 1)	2.4913	- 2.7081	- 1.9628	- 1.6061	非平稳
$D(\ln R_{2t})$	(C, 0, 3)	- 6.5033***	- 4.0044	- 3.0989	- 2.6904	平 稳
$\ln H_{2t}$	(C, T, 3)	- 2.1187	- 4.7284	- 3.7597	- 3.3250	非平稳
$D(\ln H_{2t})$	(C, 0, 1)	- 5.1285***	- 3.9204	- 3.0656	- 2.6735	平 稳

注：同表 6。

中部地区的五个变量都在一阶差分上平稳，说明这五个变量之间存在同阶单整关系，可以对其进行回归分析。因此，笔者采用式(1)的回归方程进行回归，具体估计结果见表 10。

表 10 中部地区知识溢出与技术进步模型的估计结果（自变量： $\ln F_{2t}$ ）

变 量	估计 1	估计 2	估计 3	估计 4	估计 5
C	- 3.102** (- 32.680)	- 2.833** (- 83.732)	- 2.354** (- 8.816)	- 2.868** (- 74.637)	- 2.495** (- 81.537)
$\ln S_{2t}^g$	0.115** (3.245)			0.025 (1.683)	0.017 (1.136)
$\ln S_{2t}^f$		0.053** (131.806)	0.060** (111.131)	0.049** (111.130)	0.056** (8.199)
$\ln R_{2t}$	0.272** (6.831)	0.319** (431.240)	0.344** (221.394)	0.299** (211.796)	0.324*** (13.877)
$\ln H_{2t}$			- 0.331* (- 11.807)		- 0.250 (- 11.288)
R^2	0.979	0.997	0.998	0.998	0.998
调整的 R^2	0.977	0.997	0.997	0.997	0.997
F 统计量	3781.614	30021.718	22861.156	22321.077	1748.024

注：同表 8。

表 10 给出了中部地区知识溢出与技术进步的五个方程估计，包括各个系数估计的 t 统计量、方程的调整拟合优度和 F 统计量。五个估计方程的调整拟合优度都很高，可信度也很高。

国际知识溢出对中部地区全要素生产率的影响较小，从估计 1 和估计 2 就可以看出，中

部地区研发资本存量对全要素生产率的影响系数都大于进口渠道和 FDI 渠道对全要素生产率的影响系数。这是因为中部地区来自于八个发达国家和地区的进口及外商直接投资都较少,从表 2 和表 3 可以发现,不管是进口渠道还是 FDI 渠道的国际知识溢出都处于无规则的涨落互现情形,受外部影响较大,没有一个稳定的持续增长态势。所以国际知识溢出对中部地区技术进步的影响较小,根本的原因还在于中部地区对外开放的程度较低。

根据估计 3,虽然中部地区人力资本存量在 10% 的显著性水平下通过了 t 检验,但是其显著性水平达到了 91.09%,已经非常接近 10% 的临界值。而且根据估计 5,中部地区人力资本存量未能通过 t 检验,说明其对全要素生产率没有影响,中部地区人力资本存量尚未成为技术进步的重要影响因素。

估计 4 是对除了人力资本存量以外三个自变量的整体回归估计,而估计 5 是对四个自变量的整体回归估计。从这两个回归方程可以看出,进口渠道的国际知识溢出通不过 t 检验,证明其对全要素生产率的影响很小。FDI 渠道的国际知识溢出和中部地区研发资本存量都在 1% 的显著性水平下通过了 t 检验,说明这是中部地区技术进步的两条主要途径。在东部地区的回归分析中,进口渠道的国际知识溢出对全要素生产率的影响要大于 FDI 渠道的国际知识溢出,而中部地区的情况则与此相反,FDI 渠道的国际知识溢出的作用较大。这是由于与发达国家和地区的产业水平相比较,中部地区的产业水平很低,依然处于水平差异型技术进步模式,因而外商直接投资对产业发展的推动作用很大,在这种技术进步模式当中,知识溢出对技术进步具有很强的促进作用。但是由于中部地区所获得的 FDI 很少,在外部影响下 FDI 的波动很大,所以 FDI 渠道的国际知识溢出对中部地区技术进步的影响还较弱,远低于中部地区研发资本存量对技术进步的影响。

3. 西部地区实证分析

首先要对西部地区的各个变量进行单位根 (ADF) 检验,以检查变量的平稳性,检验结果如表 11 所示。其中,检验类型的说明与前文相同。

表 11 西部地区各个变量的单位根 (ADF) 检验

变量	检验类型 (C T P)	检验 统计量	1% 水平 临界值	5% 水平 临界值	10% 水平 临界值	结论
$\ln F_{3t}$	(C, T, 1)	- 11.1429	- 4.5716	- 3.6908	- 3.2869	非平稳
$D (\ln F_{3t})$	(C, T, 3)	- 3.4737*	- 4.8001	- 3.7912	- 3.3423	平 稳
$\ln S_{3t}^q$	(0, 0, 1)	- 11.7068	- 2.6998	- 1.9614	- 1.6066	非平稳
$D (\ln S_{3t}^m)$	(C, 0, 0)	- 5.3845***	- 3.8868	- 3.0522	- 2.6666	平 稳
$\ln S_{3t}^f$	(C, 0, 0)	- 2.6079	- 3.8574	- 3.0404	- 2.6606	非平稳
$D (\ln S_{3t}^f)$	(C, T, 1)	- 3.6956*	- 4.6679	- 3.7332	- 3.3103	平 稳
$\ln R_{3t}$	(C, T, 0)	- 2.1474	- 4.5716	- 3.6908	- 3.2869	非平稳
$D (\ln R_{3t})$	(C, T, 1)	- 4.1789**	- 4.6162	- 3.7105	- 3.2978	非平稳
$\ln H_{3t}$	(0, 0, 0)	2.8165	- 2.6998	- 1.9614	- 1.6066	非平稳
$D (\ln H_{3t})$	(C, 0, 1)	- 4.4615***	- 3.8868	- 3.0522	- 2.6666	平 稳

注:同表 6。

从表 11 可以看出,五个变量都在一阶差分上平稳,存在同阶单整关系,可以对五个变量进行回归分析。因此笔者采用式 (1) 的回归方程进行回归,具体的估计结果见表 12。

表 12 西部地区知识溢出与技术进步模型的估计结果 (自变量: $\ln F_a$)

变 量	估计 1	估计 2	估计 3	估计 4	估计 5
C	- 2 935** (- 54 616)	- 2 900** (- 711 495)	- 3 002** (- 221 694)	- 2 894** (561 241)	- 3 012** (- 181 469)
$\ln S_{3t}^m$	0.027* (11 752)			- 0.004 (- 0.205)	0.002 (0.115)
$\ln S_{3t}^f$		0.015*** (3 069)	0.011 (11 595)	0.017* (2 247)	0.010 (0.965)
$\ln R_{3t}$	0.345** (201 692)	0.360** (441 828)	0.349** (221 696)	0.363** (211 520)	0.347** (121 771)
$\ln H_{3t}$			0.093 (0.811)		0.099 (0.766)
R ²	0.992	0.994	0.994	0.994	0.994
调整的 R ²	0.991	0.993	0.993	0.993	0.993
F 统计量	979 283	1307 998	853 601	8191 808	598 093

注：同表 8。

表 12 给出了西部地区知识溢出与技术进步的五个方程估计，包括各个系数估计的 t 统计量、方程的调整拟合优度和 F 统计量。五个估计方程的调整拟合优度都很高，可信度也很高。

西部地区的回归分析情况与中部地区非常相似。根据估计 1 和估计 2，西部地区研发资本存量对全要素生产率的影响系数都大于进口渠道和 FDI 渠道对全要素生产率的影响系数。其原因同样是由于西部地区对外开放的程度较低，国际知识溢出受国际经济形势的影响较大，波动也较大，没有一个稳定的持续增长态势。

同样，从估计 3 和估计 5 可以看出，西部地区人力资本存量都未能通过 t 检验，说明其对全要素生产率没有影响。西部地区人力资本存量依然不是技术进步的重要影响因素。

在估计 4 和估计 5 中，进口渠道的国际知识溢出都通不过 t 检验，证明其对全要素生产率的影响很小。在估计 3 和估计 5 中，FDI 渠道的国际知识溢出也都通不过 t 检验，在估计 4 中，FDI 渠道的国际知识溢出虽然在 5% 的显著性水平下通过了 t 检验，但是其影响系数非常小，可见其对全要素生产率的影响也很小，这是与中部地区的不同之处。西部地区所获取的国际知识溢出还很少，对技术进步的促进作用还很有限。

五、结论与政策建议

本文对中国东中西部三个区域的国际知识溢出与技术进步进行了实证分析，以全要素生产率作为因变量，以通过进口渠道和 FDI 渠道的国际知识溢出、区域内的研发资本存量和人力资本存量作为自变量。笔者通过索洛残差法估算了三个区域的全要素生产率，通过计算权重的方法估算了中国东中西部地区所获得的国际知识溢出。

东部地区进口渠道的国际知识溢出与区域内研发资本存量是东部地区技术进步的最重要途径。由于东部地区的外商直接投资主要投向于初级制造业等垂直阶梯型技术进步模式的行业，而进口渠道的知识溢出主要集中在水平技术进步模式的行业，东部地区的实证分析表

明, 进口渠道的知识溢出对技术进步的影响大于外商直接投资渠道, 很好地证明了引言中的理论观点, 所以扩大中间投入品和生产要素的进口、引导外商直接投资投向于水平差异型技术进步模式行业、鼓励和支持本国企业的研发行为也是东部地区需要采取的相应政策措施。

中部地区的产业水平和经济发展水平都较为落后, 外商直接投资和研发资本存量是该地区技术进步的最重要途径, 外商直接投资可以在水平差异型技术进步行业当中带来知识溢出, 从而推动技术进步。同时由于中部地区的对外开放程度较低, 国际知识溢出对技术进步的作用还未完全显露出来。所以, 中部地区应该大力吸引外资和扩大对外开放, 不断扩大通过两种渠道的国际知识溢出。

西部地区所获取的国际知识溢出还很少, 国际知识溢出对其全要素生产率的影响很小, 这是因为西部地区的对外开放程度还很低。必须扩大从发达国家和地区的进口, 吸收外商直接投资, 同时要尽快提升人力资本水平, 以提高对国际知识溢出的吸收能力。

参 考 文 献

- [1] David TI Coe, Elhanan Helpman, Alexander WI Hoffmaister, 1997, *North- South R&D Spillovers* [J], the Economic Journal, 107, (1): 134~ 149
- [2] David TI Coe, Elhanan Helpman, 1995, *International R&D Spillovers* [J], European Economics Review, 39, (5): 859~ 887
- [3] David TI Coe, Elhanan Helpman, 1999, *R&D Spillovers and Global Growth* [J], Journal of International Economics, 47, (2): 399~ 428
- [4] Bruno van Pottelsberghe de la Porterie, Frank Lichtenberg, 2001, *Does Foreign Direct Investment Transfer Technology across Borders* [J], the Review of Economics and Statistics, 83, (3): 490~ 497
- [5] Robert JI Barro, Xavier Sala- I- Martin, 1997, *Technological Diffusion, Convergence, and Growth* [J], Journal of Economic Growth, (2): 1~ 27
- [6] 李青: 5知识溢出: 对研究脉络的基本回顾6 [J], 5数量经济技术经济研究6 2007年第6期。
- [7] 喻美辞、喻春娇: 5中国进口贸易技术溢出效应的实证分析6 [J], 5国际贸易问题6 2006年第3期。
- [8] 郭孝刚、刘思峰、方志耕: 5国外 R&D 溢出对我国制造业全要素生产率的影响研究6 [J], 5工业技术经济6 2007年第4期。
- [9] 何洁、许罗丹: 5中国工业部门引进外国直接投资外溢效应的实证研究6 [J], 5世界经济文汇6 1999年第2期。
- [10] 潘文卿: 5外商投资对中国工业部门的外溢效应: 基于面板数据的分析6 [J], 5世界经济6 2003年第6期。

(责任编辑: 朱长虹; 校对: 吕小玲)